Journal of Agricultural Economics and Development

Homepage: https://jead.um.ac.ir

Full Research Paper
Vol. 36, No. 3, Fall 2022, p. 249-263

Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran

A. Fatahi Ardakani[1*], F. Sakhi[2], Y. Bostan[3], M. Rezvani[4]

Received: 04-10-2021
Revised: 28-10-2021
Accepted: 17-12-2021
Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:
Fatahi Ardakani, A., Sakhi, F., Bostan, Y., & Rezvani, M. (2022). Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development 36*(3): 249-263. (In Persian with English abstract)
DOI: 10.22067/jead.2021.71352.1060

Introduction

Various studies have shown that changes in rainfall due to climate change can affect the stability of food supply and in fact climate change by increasing the prevalence and severity of drought or flood, crop yields, food access and also effect food prices. According to the FAO, Iran's food security rank is 82 out of 125 countries in the world, and one of the reasons for this rank is the excessive waste of agricultural products in Iran. As a result, citing a wide range of previous studies, it has been documented that the impact of climate change on food security for countries that are more dependent on agriculture is largely negative and has significant effects. Therefore, in present study, citing theoretical foundations and foreign and domestic studies conducted in the field of food security especially in Iran, factors such as food prices, climate change, household income, exchange rate and targeted subsidy policy as factors affecting selected food security and their effect on food security of urban households in Iran were studied.

Materials and Methods

In this study, it was our goal to find the effects of food price variables, climate change, household income, exchange rate and targeted subsidy policy on food availability by estimating single equations of the food security index.

In this study, based on the subject literature and available information, the self-explanatory model with wide intervals (ARDL) and the error correction model (ECM) introduced by boys and colleagues have been used to examine integration and estimate short-term and long-term relationships between variables. Data required for the present study, regarding the open market exchange rate and food prices (food and beverages) from official statistics based on the annual reports of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the necessary information to calculate the food security index of households and average household income from detailed results Expenditure and income of urban households of the Statistics Center of Iran, for the period 1398-1399 has been extracted.

Results and Discussion

The results showed that in the long run, a one percent increase in food prices reduces the food security index of Iranian urban households by 21 percent. As expected, the coefficient of variable climate change has a negative and significant effect on the food security index, and with its increase, the production of food and agricultural

1- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural and Natural Resources, Ardakan University, Ardakan, Iran
(*- Corresponding Author Email: fatahi@ardakan.ac.ir)
2 and 4- Ph.D. Students Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural and Natural Resources, University of Tehran
3- Ph.D. Student Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, Sari, Mazandaran, Iran

products decreases, and as a result, the food security index decreases. The growth rate of free market exchange rate with a negative sign at the level of one percent is significant. Since the agricultural industry in Iran is an industry highly dependent on imports. As a result, the increase in the exchange rate increases the price of agricultural products and affects food security. Annual household income has a positive and significant effect on household food security index. By increasing household income and assuming its appropriate distribution in society, it can be concluded that urban households are faced with increased purchasing power and ability to meet their food needs, and this variable has a positive effect on energy status and food security. The virtual variable of the years of implementation of the law on targeted subsidies is also significant at the level of 10% with a negative sign. The results show that in the long run, the implementation of this law has reduced the activity of farmers due to rising prices of agricultural inputs and energy carriers, this issue leads to a decrease in domestic food production and thus increases their prices and ultimately reduces food security of households. The estimated coefficient of ecm (-1) is equal to the negative value of 0.42 and is statistically significant at 1% probability level. The value of this coefficient indicates that each year 0.42% of the imbalance of one period of food security of urban households in Iran in the next period is adjusted.

Conclusion

Given the negative effect of food price index and exchange rate on food security of urban households, the application of appropriate exchange rate policies can be very effective in reducing inflation, especially food price inflation, which threatens the country's food security. With increasing investment, domestic food production is approaching self-sufficiency in this sector, in which case food prices will be subject to domestic supply and demand, and to some extent will be protected from exchange rate fluctuations and food imports, and this will create food security and prosperity. The economy in the country will help a lot. Given the negative effect of targeted subsidies, a review of the implementation of targeted subsidies policy to establish food security for households is proposed. To reduce the negative effects of climate change on food security, selective strategies must focus on addressing the adverse effects of climate change and food insecurity. Educating and strengthening public belief in climate change and water crisis, formulating long-term and short-term plans and policies for water resources management under climate change conditions with the participation of all relevant organizations and moving towards modern methods can be effective in reducing the effects of climate change.

Keywords: ARDL, Climate change, Domarten index, Nutrition index, Subsidy targeting

Journal of Agricultural Economics and Development

https://jead.um.ac.ir

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۶۳-۲۴۹

بررسی تأثیر تغییرات آب و هوایی و شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران

احمد فتاحی‌اردکانی[1]*- فاطمه سخی[2]- یدالله بستان[3]- محمد رضوانی[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۶

چکید

ناامنی‌غذایی یک چالش اساسی برای تمامی افراد به‌ویژه فقرا در جهان است. از این‌رو دولت‌ها درصدد اجرای سیاست‌های مختلف در جهت پایداری امنیت غذایی خانوارها هستند. در این بین کشورهایی همچون ایران به‌دلیل شرایط اقتصادی ناپایدار و تغییرات آب و هوایی شدید (نوسان در بارش و خشکسالی‌های متوالی) شاهد امنیت غذایی پرنوسانی برای خانوارها هستند. برای پایداری در امنیت غذایی کشورهای درحال‌توسعه ازجمله ایران، انجام مطالعات مختلف در جهت شناسایی عوامل اثرگذار بر امنیت غذایی حائز اهمیت است. از این‌رو در مطالعه پیش‌رو با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و آمار و اطلاعات دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۸ به بررسی تأثیر تغییر آب و هوا و شاخص قیمت مواد غذایی به همراه متغیرهای درآمد سالانه خانوار و رشد نرخ ارز آزاد بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران پرداخته شد. از شاخص AHFSI برای متغیر امنیت غذایی خانوار استفاده شد و مقدار آن تا سال ۱۳۹۸ برآورد گردید. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی، وقفه سوم تغییر آب و هوا، نرخ بازار آزاد و متغیر مجازی هدفمندی یارانه دارای اثر منفی و معنادار و متغیر درآمد سالانه خانوار نیز اثر مثبت و معنادار بر امنیت غذایی خانوار شهری ایران است. همچنین در هر سال ۰/۴۲ درصد از عدم تعادل یک دوره امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در دوره بعد تعدیل می‌شود. در نتیجه پیشنهاد می‌شود با توجه به نتایج مطالعه حاضر، راهبردهای انتخابی باید برای رفع اثرات نامطلوب تغییرات آب و هوا و ناامنی غذایی تمرکز کنند. آموزش و تقویت باور عمومی نسبت به تغییر آب و هوا و بحران آب، تدوین برنامه و سیاست‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت ویژه مدیریت منابع آب تحت شرایط تغییر آب و هوا می‌تواند موثر باشد.

واژه‌های کلیدی: تغییرات آب و هوای، شاخص امنیت‌غذایی، شاخص دومارتن، هدفمندی یارانه، ARDL

مقدمه

علی‌رغم پیشرفت‌های قابل توجهی که در طی چند دهه گذشته در کاهش گرسنگی حاصل شده است، اما از سال ۲۰۱۵ بیش از ۸۰۰ میلیون نفر دچار سوء تغذیه مزمن هستند. تخمین زده می‌شود ۱۶۱ میلیون کودک زیر پنج سال دچار کوتاهی رشد ناشی از عدم دریافت غذای کافی هستند. دو میلیارد نفر فاقد مواد مغذی ضروری مورد نیاز برای زندگی سالم هستند. به‌عبارتی ساده‌تر، از هر ۹ نفر در جهان یک نفر قادر به تأمین نیازهای انرژی خود در سال ۲۰۱۵-۲۰۱۴ نبودند. براساس آمار فائو، برای تأمین تقاضای فزاینده ناشی از رشد جمعیت و تغییرات رژیم غذایی، تولید مواد غذایی باید تا سال ۲۰۵۰، ۶۰ درصد افزایش یابد (Fao, 2015). در نتیجه مبحث امنیت‌غذایی نسبت به دهه‌های گذشته بیش از پیش مورد توجه است. امنیت‌غذایی به معنای علمی، روشی حساب‌شده برای رفع مشکلات غذا و تغذیه و چارچوب تعریف شده‌ای برای برنامه‌ریزی و مدیریت توسعه است (Wossen *et al.*, 2018 ؛Ahmadzade *et al.*, 2012). براساس تعاریف مختلف از امنیت‌غذایی، سه مفهوم اصلی امنیت‌غذایی

۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران

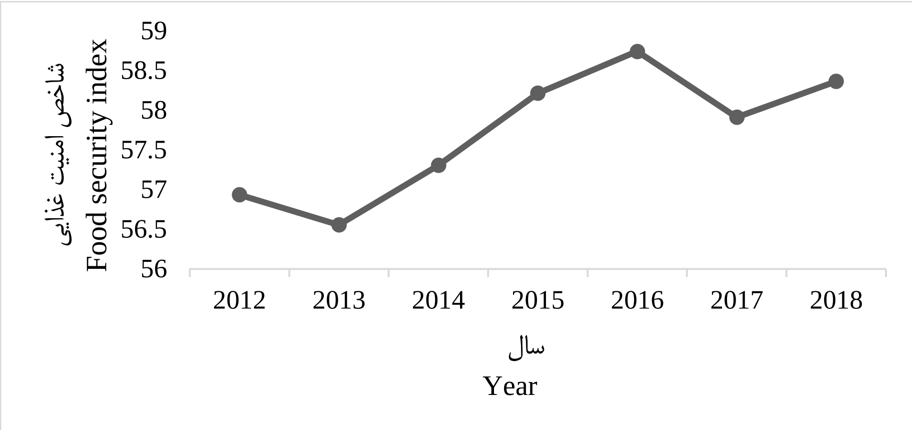
(*- نویسنده مسئول: (Email: fatahi@ardakan.ac.ir

۲ و ۴- دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، ایران

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، مازندران، ایران

DOI: 10.22067/jead.2021.71352.1060

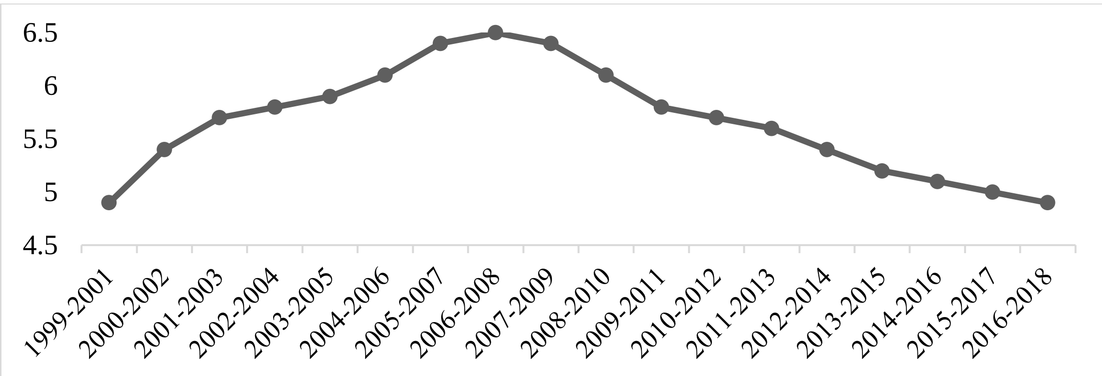
عبارتنداز: غذای کافی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غـذا و امنیـت برای زندگی سالم. در شکل ۱ روند سالانه تغییـرات شـاخص امنیـت غذایی در جهان ارائه شده است. براساس این شـکل شـاخص امنیـت غذایی در جهان در یک دهه گذشـته حـدود ۲ درصـد افـزایش یافتـه است. در رتبه‌بندی جهـانی امنیـت غـذایی کـه براسـاس فاکتورهـای مختلفی صورت گرفت، از اطلاعات ۱۱۳ کشور اسـتفاده شـده اسـت. براساس گزارش فائو رتبه امنیـت غـذایی ایـران در بـین ۱۲۵ کشـور جهان، ۸۲ است و یکی از دلایل کسب این رتبه، هـدر رفـت بـیش از حد محصولات کشاورزی در ایران بیان شده‌است (Sheibani *et al.*, 2019).



شکل ۱- روند امنیت‌غذایی در جهان در دوره زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸ ، منبع: Fao, 2019

Figure 1- Trend of food security in the world in the period 2012 to 2018, Source: Fao, 2019

براساس گزارش فائو در سال ۲۰۱۹ که به‌صـورت میـانگین سـه سال متوالی محاسبه شد، روند شدت سوء تغذیه در ایران بعـد از یـک افزایش ۱/۵ درصدی به کل جمعیت در سـال ۲۰۰۸، رونـد نزولـی را طی کرده است و براساس آمار سال ۲۰۱۸-۲۰۱۶ در حال حاضر ایـن عدد ۴/۹ درصد نسبت به کل جمعیت ایران است که دوباره به سـطح خود در سال ۲۰۰۱-۱۹۹۹ رسیده است که در شکل ۲ قابل مشـاهده است.

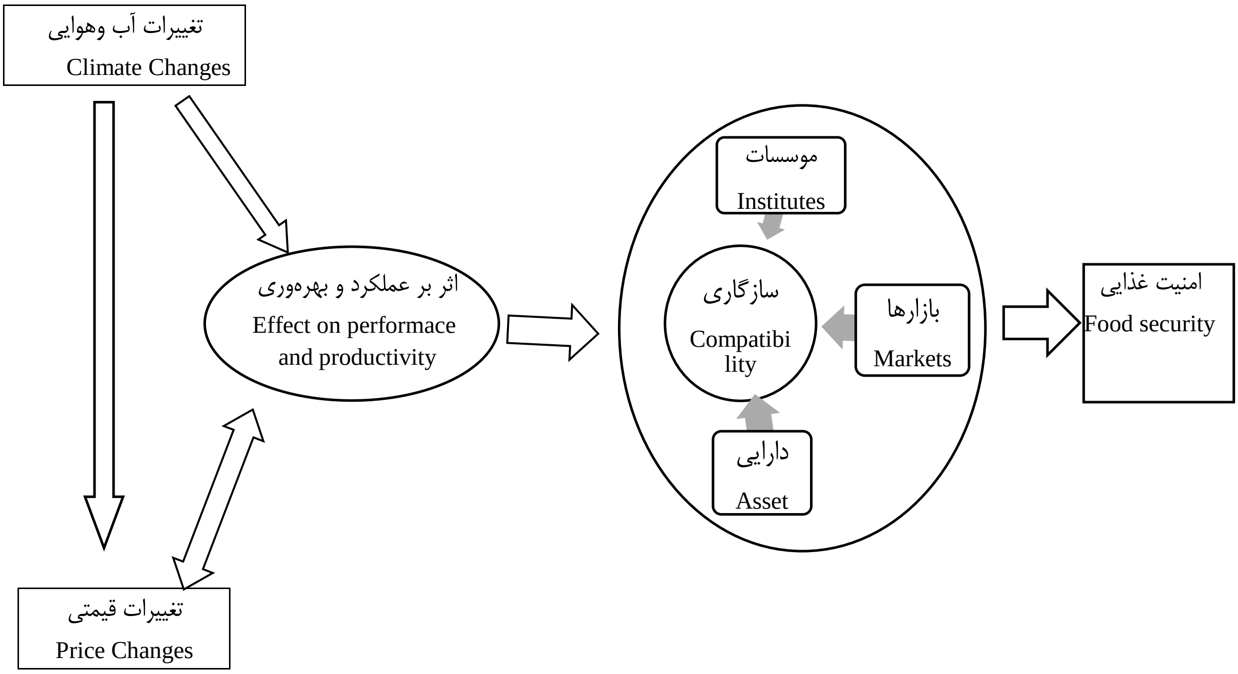


شکل ۲- روند تغییر سه ساله شیوع سوء تغذیه در ایران در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۹، منبع: Fao, 2019

Figure 2- Trend of three years change in the prevalence of malnutrition in Iran in the period 1999 -2018, Source: Fao, 2019

عوامل مختلفی بر امنیت‌غذایی خانوارها تأثیرگذار هستند. در بـین عوامل اثرگذار بر امنیت‌غذایی در بخش کشـاورزی مـی‌تـوان بـه دو عامل تغییرات آب و هوایی و قیمت محصولات کشاورزی اشـاره کـرد که براساس مطالعات متعدد بر بعـد دردسـترس بـودن امنیـت غـذایی اثرگـذار هسـتند (Alem and Söderbom, 2012؛ Ticci, 2011؛ Wossen *et al.*, 2018). تغییـرات آب و هـوایی بـا اسـتفاده از پـنج عامل بر سیستم‌های زراعی، تولید غـذا و دسترسـی بـه غـذا اثرگـذار است. این پنج عامل عبارتند از فرسایش خاک، ترکیب جـوی، بـارش، افزایش سطح آب دریا و درجه حرارت (Fao, 2015). این پـنج عامـل بر خدمات متعدد سیستم‌های زراعی اثر می‌گذارند و از این طریـق بـر

کمیت، کیفیت و قیمت محصولات کشاورزی و فرایند پس از برداشت تأثیر گذاشته و از طریق بازار و تجارت بر قیمت (امرار معاش مردم) و درآمد کشاورزان و مشاغل وابسته به کشاورزی و منابع طبیعی تأثیر گذاشته و در نهایت پایداری، دسترسی و ماهیت امنیت غذایی و تغذیه را تحت شعاع قرار می‌دهد. در شکل ۳ ارتباط بین تغییرات آب و هوایی و قیمتی و استراتژی‌های سازگاری و امنیت غذایی به تصویر کشیده شده است. شکل ۳ این واقعیت را تأیید می‌کند که تأثیر مستقیم تغییرات آب و هوایی بر امنیت غذایی از طریق مسیر بهره‌وری (عملکرد) منتقل می‌شود. این امر به نوبه خود بر بعدهای اقتصادی و فیزیکی امنیت غذایی به‌طور غیرمستقیم و مستقیم تأثیر می‌گذارد. با این حال، تغییرات آب و هوایی همچنین ممکن است بر قیمت تولید نیز تأثیرگذار باشد. این تغییرپذیری قیمت ناشی از تغییرات آب و هوایی مطمئناً عملکرد را تحت تأثیر قرار خواهد داد زیرا خانوارها براساس تغییرات قیمت نسبی، مصرف و تولید خود را تنظیم می‌کنند. علاوه بر این، حتی بدون تغییر در بهره‌وری، تغییر قیمت با تغییر قدرت خرید خانوارها، بر امنیت غذایی تأثیر می‌گذارد (Wossen *et al*., 2018). به‌عبارت دیگر می‌توان بیان کرد که تغییرات آب و هوایی، تولید کشاورزی و در پی آن عوامل وابسته به کشاورزی مانند امنیت غذایی و رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات در میزان بارش ناشی از تغییر آب و هوا می‌تواند ثبات عرضه مواد غذایی را تحت تأثیر قرار داده و در واقع تغییر آب و هوا با افزایش شیوع و شدت خشکسالی و یا سیل، بازده محصولات کشاورزی، دسترسی به مواد غذایی و همچنین قیمت مواد غذایی را تحت تأثیر خود قرار دهد (Gohar and Cashman, 2016).



شکل ۳- ارتباط مفهومی بین تغییرات آب و هوایی، قیمت، سازگاری و امنیت غذایی، ماخذ: Gohar and Cashman, 2016

Figure 3- Conceptual linkages among climate and price variability, adaptation options and food security, Source: Gohar and Cashman, 2016

مطالعات بسیاری در حوزه امنیت غذایی و تغییرات آب و هوایی در داخل و خارج از کشور انجام شده است در ادامه بر تعدادی از مطالعات اشاره می‌شود. گزیموگبر و راهوت (Gezimu Gebre and Rahut, 2021) با استفاده از داده‌های اولیه جمع‌آوری شده در اتیوپی، کنیا و تانزانیا روابط بین رواج (شیوع) ناامنی غذایی خانوار و آسیب‌پذیری در برابر تغییرات آب و هوایی در شرق آفریقا را مورد مطالعه قرار دادند. برای اندازه‌گیری رواج ناامنی غذایی خانوار شاخص دسترسی به ناامنی غذایی خانوار[1] (HFIAS) محاسبه و برای بررسی عوامل موثر بر رواج ناامنی غذایی خانوار از مدل اقتصادسنجی پروبیت ترتیبی[2] استفاده شده است. نتایج نشان داد که فقط ۵۲ درصد خانوارها دارای امنیت غذایی هستند. همچنین تغییرات آب و هوایی و تلفات محصول اثر مثبت و معناداری بر کاهش امنیت غذایی دارند. آمولگبه و همکاران

1- Household Food Insecurity Access Scale
2- Ordered Probit Econometrics Model

(Amolegbe *et al.*, 2021) برای بررسی اثر نوسانات غیرفصلی قیمت مواد غذایی (به ویژه افزایش غیرمنتظره قیمت‌ها) بر امنیت غذایی خانوار نیجریه از داده‌های پنل استفاده نمودند. با در نظر گرفتن اثرات جانشینی و تمرکز بر برنج داخلی و وارداتی نتایج نشان داد که افزایش قیمت برنج وارداتی به تنوع رژیم غذایی و سهم غذا از مخارج مصرفی آسیب می‌رساند. مکنونن و همکاران (Mekonnen *et al.*, 2020) با استفاده از مدل رگرسیون لاجیت به تجزیه و تحلیل تغییر آب و هوا محلی، وضعیت امنیت غذایی خانوار، عوامل ناامنی غذایی مربوط به آب و هوا، عوامل تعیین‌کننده امنیت غذایی و استراتژی سازگاری کشاورزان محلی در اتیوپی جنوبی پرداختند. نتایج بیانگر این است که سن و اندازه خانوار، میزان زمین زیرکشت و بارندگی از عوامل موثر بر وضعیت امنیت غذایی خانوار بودند. بوکچیولا و همکاران (Bocchiola *et al.*, 2019) در مطالعه خود به بررسی امنیت غذایی، پیش‌بینی جمعیت و تولید محصول برای سال ۲۱۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد که با روند فعلی تغییر آب و هوا باعث کاهش ۴۲ درصدی در برنج و ۴۶ درصدی در ذرت و ۱۱۱ درصد در امنیت غذایی می‌شود. ووسن و همکاران (Wossen *et al.*, 2018) در مطالعه‌ای اثر تغییرپذیری آب و هوا و نوسان قیمت مواد غذایی بر درآمد و امنیت‌غذایی در خانوارهای اتیوپی و غنا را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد تغییرپذیری آب و هوا و نوسان قیمت اثر منفی بر درآمد و امنیت غذایی در خانوارهای هر دو کشور دارد. گوهر و کاشمن (Gohar and Cashman, 2016) با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) نشان دادند که تغییرات آب و هوا تأثیر منفی قابل توجه‌ای بر منابع آب و امنیت غذایی دارد. همچنین تغییرات آب و هوا باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی می‌شوند. یافته‌های مطالعه‌ی ووسن و برگر (Wossen and Berger, 2015) با استفاده از سیستم‌های چند عاملی مبتنی بر برنامه‌نویسی ریاضی نشان داد که هم تغییرات آب و هوا و هم تغییرات قیمت اثر منفی قابل توجهی بر رفاه خانوارها در غنا دارند. کریمی و همکاران (Karimi *et al.*, 2018) در مطالعه خود به بررسی تغییر آب و هوا بر کشاورزی ایران پرداختند. نتایج حاصل از مرور منابع و تحلیل داده‌های سری زمانی نشان داد تغییر آب و هوا تأثیر معنادار بر عملکرد محصول، نیاز محصول به آب، درآمد و رفاه خانوار دارد. نتایج پژوهش کرباسی و محمدزاده (Karbasi and Mohammadizade, 2018) با استفاده از الگوی جوهانسون برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۲ نشان دادند که متغیرهای درآمد سرانه، تنوع زراعی، واردات محصولات کشاورزی و شاخص کشاورزی پایدار تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای ضریب‌جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. عزیزی و همکاران (Azizi *et al.*, 2016) در مطالعه خود با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه گسترده نشان دادند در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص حمایت از بخش کشاورزی دارای اثر مثبت و معنادار بر امنیت غذایی است. همچنین متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و شاخص تورم دارای اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران است. محمدی (Mohammadi, 2014) با استفاده از متغیرهای شاخص امنیت غذایی، شاخص قیمت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، مقدار عرضه مواد غذایی و خط فقر به بررسی نوسانات قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۰ با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری پرداخت. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت قیمت مواد غذایی اثری منفی بر امنیت غذایی می‌گذارد، اما در بلندمدت اثرش مثبت می‌شود، سطح فقر در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری، اثر مثبت خواهد گذاشت، اما در بلندمدت این رابطه برعکس شده و اثری منفی بر امنیت غذایی می‌گذارد. مهرابی‌بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) با هدف بررسی عوامل موثر بر امنیت‌غذایی نشان دادند که متغیرهای تنوع زراعی، درآمد سرانه و واردات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی داشته‌اند.

با استناد به طیف گسترده‌ای از مطالعات قبلی، مستند شده است که تأثیر تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی برای کشورهایی که بیشتر به بخش کشاورزی وابسته‌اند، تا حد زیادی منفی و دارای اثرات مهمی است. با توجه به مطالب ارائه شده، رصد وضعیت امنیت غذایی در تمامی کشورها به‌ویژه کشورهای درحال توسعه و در تمامی بخش‌ها لازم است. در نتیجه انجام مطالعات مختلف با استفاده از روش‌های متعدد اقتصادی و آماری از سوی پژوهشگران باید صورت گیرد تا به شناخت دقیق‌تری از وضعیت امنیت غذایی رسید و از این طریق به تدوین سیاست‌های مناسب برای رفع ناامنی غذایی و گرسنگی پرداخته شود. از این‌رو در مطالعه حاضر با استناد به مبانی نظری و مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه امنیت غذایی و وضعیت امنیت غذایی در ایران، عواملی همچون قیمت مواد غذایی، تغییرات آب و هوایی، درآمد خانوار، نرخ ارز و سیاست هدفمندی یارانه‌ها به‌عنوان عوامل مؤثر بر امنیت غذایی برگزیده شده و اثر آن‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

شاخص‌های متفاوتی جهت سنجش امنیت غذایی در سطح ملی و خانوار وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان شاخص کلی امنیت غذایی

خانوار[1] (AHFSI)، روش مبتنی بر نمایه توسعه انسانی[2] (HDI)، شاخص امنیت غذایی جهانی[3] (GFSI) و شاخص امنیت غذایی[4] (FSI) را نام برد. شاخص AHFSI با لحاظ آوردن سه عنصر اصلی امنیت غذایی یعنی موجود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا، سطح امنیت غذایی در جامعه را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص AHFSI شاخصی تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبه امنیت غذایی در یک کشور بر پایه شدت فقر غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذا (یک شناسه خام جایگزین برای ریسک کمبود غذا در سطح کل کشور) است (Khodadad Kashi and Heidari, 2004). از این‌رو در این پژوهش از شاخص کلی امنیت غذایی استفاده می‌شود. در پژوهش پیش‌رو تلاش شده است تا با برآورد تک معادله‌ای شاخص کلی امنیت غذایی، اثرات متغیرهای قیمت مواد غذایی، تغییرات آب و هوایی، درآمد خانوار، نرخ ارز و سیاست هدفمندی یارانه‌ها بر آن مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین براساس مبانی نظری و ادبیات پژوهش الگوی نهایی شاخص امنیت غذایی با توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن، به‌صورت رابطه (۱) به‌صورت خطی- لگاریتمی تصریح و مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$AHFSI_t = \beta_0 + \beta_1 REXR_t + \beta_2 FPI_t + \beta_3 CLIMATE_t + \beta_4 INCOME_t + \beta_5 DU89_t \varepsilon_t \quad (۱)$$

در معادله (۱)، $AHFSI_t$ نشان‌دهنده شاخص کلی امنیت غذایی خانوار، $REXR_t$ رشد نرخ ارز بازار آزاد، FPI_t شاخص قیمت مواد غذایی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها)، $CLIMATE_t$ تغییرات آب و هوا، $INCOME_t$ متوسط درآمد سالانه خانوار (ریال) و $DU89_t$ متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها می‌باشند. لازم به ذکر است که متغیرهای فوق در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. در زیر توضیح مختصری در خصوص متغیرهای الگو بیان می‌شود:

شاخص کلی امنیت غذایی خانوارها $AHFSI$: در این مطالعه جهت محاسبه امنیت غذایی خانوارهای شهری از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار که توسط سازمان خواروبار کشاورزی توسعه داده شد، بهره گرفته شده است. این شاخص براساس مطالعه سن (Sen, 1976) و بیگمن (Bigman, 1993) بنا شده است. فرمول محاسبه شاخص AHFSI به‌صورت رابطه (۲) می‌باشد:

$$G = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H} \qquad H = \frac{P_U}{P_T} \qquad CV = \frac{S}{\bar{X}} \quad (۲)$$

در رابطه‌های فوق، P_U تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند؛ H درصد افرادی که انرژی یا پروتئین را به میزان کمتر از استاندارد دریافت کرده‌اند؛ P_T تعداد کل جمعیت مورد بررسی؛ C_S انرژی یا پروتئین استاندارد؛ C_{AU} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد؛ G شدت فقر غذایی؛ S انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان؛ $\bar{X}$ میانگین عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان؛ CV ضریب تغییرات عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان و I^P ضریب توزیع انرژی یا پروتئین بین فقرا است. لازم به ذکر است که برای محاسبه‌ی ضریب توزیع انرژی، به دلیل در دسترس نبودن ارقام انرژی دریافتی تک تک خانوارهای فقیر از ضریب جینی توزیع مخارج خانوارها استفاده شده است. دلیل این انتخاب این است که نیاز به غذا اساسی ترین نیاز خانوارهاست و همبستگی بالایی بین مخارج مصرفی و انرژی دریافتی گروه های کم درآمد وجود دارد (Salem, 2017). برای محاسبه متغیرهای فوق، پس از جمع‌آوری آمار هزینه‌ی خوراک خانوارهای شهری در دهک‌های مختلف و تبدیل آن‌ها به انرژی (حاصل از کربوهیدرات، چربی، قند و پروتئین موجود در غذا) و مقایسه آن‌ها با انرژی استاندارد دریافتی و در نظر گرفتن بعد خانوار درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی دریافت کرده بودند و میانگین انرژی دریافتی کمتر از استاندارد محاسبه شد. انستیتو تغذیه و صنایع غذایی کشور برحسب ساختار سنی و جنسی جمعیت نیاز هر ایرانی به کالری غذایی را ۲۳۰۰ برای هر نفر در روز تعیین کرده است.

دامنه مقدار شاخص کل امنیت غذایی خانوار (AHFSI) از صفر تا ۱۰۰ است. اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، خانوارها در سطح بحرانی امنیت غذایی به سر می‌برند؛ اگر مقدار آن بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد خانوارها دارای امنیت غذایی کم (ضعیف) و اگر بین ۷۵ تا ۸۵ درصد باشد، دارای امنیت غذایی متوسط و بالاتر از ۸۵ درصد خانوارها از سطح امنیت غذایی بالایی برخوردار هستند (Pinstrup-Andersen *et al.*, 1999).

شاخص تغییر آب و هوا: به منظور محاسبه تغییر آب و هوا در مطالعات مختلف از شاخص‌های متعددی شامل میزان بارندگی، درجه حرارت، میزان رطوبت و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) و غیره استفاده می‌شود. در این پژوهش جهت محاسبه تغییرات آب و هوایی از شاخص تغییر آب و هوا دومارتن که به‌صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود، استفاده شده است.

$$A_i = \frac{P}{T + 10} \quad (۳)$$

که در آن: A_i ضریب خشکی دومارتن؛ P میانگین سالانه بارندگی به میلیمتر؛ T میانگین سالانه دمای به درجه سانتیگراد می‌باشد. براساس رابطه (۳)، دومارتن آستانه‌هایی را تعیین و ۷ تیپ آب و هوایی از خشک تا بسیار مرطوب را تعریف می‌نماید.

در این مطالعه از شاخص FPI به‌عنوان شاخص قیمت مواد غذایی استفاده شده است. با توجه به این‌که هدف این پژوهش بررسی

1- Aggregate Household Food Security Index
2- Human Development Index
3- Global Food Security Index
4- Food Security Index

تأثیر قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی می‌باشد، از شاخص قیمت مواد خوراکی و آشامیدنی‌ها بر پایه سال ۱۳۹۵ به‌عنوان شاخصی که تغییرات سالانه قیمت مواد غذایی را نشان می‌دهد استفاده شد. رشد نرخ ارز بازار آزاد $REXR$ نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر اقتصادی مهم، به واسطه این که رابط بین قیمت‌های خارجی و داخلی و همچنین به‌طور هم‌زمان ابزاری برای توسعه صادرات و کاهش واردات است، بنابراین تغییر آن می‌تواند اثرات وسیعی را بر سایر متغیرهای اقتصادی بر جای بگذارد. در این پژوهش از متغیر نرخ ارز در بازار آزاد با میانگین ۱۹۴۷۸/۳۵ ریال و میانگین رشد آن برابر با ۱۲/۷۵ درصد به‌عنوان یکی از عوامل مهم و موثر بر امنیت غذایی خانوارها بهره گرفته شده است. متغیر مجازی $DU89$ جهت بررسی تأثیر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری، از متغیر مجازی استفاده شد. به‌طوری‌که مقدار آن برای سال‌های اجرای قانون مذکور (سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸) عدد یک و برای سایر سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است. متوسط درآمد سالانه خانوار $INCOME$ درآمد سالانه خانوار یکی از عوامل مهم در تامین امنیت غذایی در یک نظام اجتماعی است، به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد، قدرت خرید و توانایی خانوارها در تأمین نیاز غذایی افزایش و وضعیت معیشت و امنیت غذایی آن‌ها بهبود می‌یابد. در این پژوهش از متوسط درآمد واقعی سالانه خانوارهای شهری استفاده شده است.

داده‌های مورد نیاز برای مطالعه‌ی حاضر، در خصوص نرخ ارز بازار آزاد و قیمت مواد غذایی (خوراکی و آشامیدنی‌ها) از آمارهای رسمی براساس گزارش‌های سالانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و اطلاعات لازم به منظور محاسبه شاخص امنیت غذایی خانوارها و متوسط درآمد خانوار از نتایج تفصیلی هزینه و درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار ایران، برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۹ استخراج شده است.

روش اقتصادسنجی برآورد الگو

در این مطالعه بر اساس ادبیات موضوع و اطلاعات موجود از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM[2]) معرفی‌شده توسط پسران و پسران (Pesaran and Pesaran, 1997) برای بررسی هم‌انباشتگی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. در این روش لازم نیست درجه ایستایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. در الگوی ARDL تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی به وسیله معیارهای آکائیک (AIC[3])، شوارتز-بیزین (SBC[4]) و حنان-کوئین (HQC[5]) مشخص می‌شود. شکل عمومی آن برای حالت دو متغیره به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i x_{t-i} + v_t \qquad (٤)$$

در معادله (۴)، متغیر وابسته y_t تابعی از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش است که می‌توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \qquad (۵)$$

در معادله (۵)، (L) عملگر وقفه به صورت $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \alpha_3 L^3 - \cdots - \alpha_P L^P$ و عملگر وقفه (B) به صورت $\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \beta_3 L^3 + \cdots + \beta_q L^q$ است.

از ویژگی‌های الگوی خودتوضیح با وقفه های گسترده این است که علاوه بر ارائه نمودن برآورد بدون تورشی از پارامترها، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نیز آزمون می‌نماید. برای بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون F باند استفاده می‌شود. آزمون فرضیه برای انجام آزمون F باند به صورت زیر است که در آن فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهاست:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$$
$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$$

آماره F به‌دست آمده با دو مقدار بحرانی بدست آمده توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) مقایسه می‌شود (Pesaran and Shin, 1999). مقدار پایینتر با فرض I(0) بودن تمامی متغیرها و مقدار بالاتر با فرض I(1) بودن تمام متغیرهاست. اگر آماره‌ی F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد می‌شود و اگر آماره‌ی آزمون کمتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود (Pesaran *et al.*, 2001؛ Frimpong Magnus and Oteng-Abayie, 2006). در صورت هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا به بررسی پویایی کوتاه‌مدت و تمایل حرکت آن به سوی تعادل پرداخت (Mohammadi and Eydizadeh, 2014). پسران و شین (Pesaran and Shin, 1996) در مطالعات خود نشان دادند که از روی ضریب ECM به تنهایی می‌توان درباره وجود رابطه بلندمدت

1- Autoregressive distributed lag
2- Error Correction Model
3- Akaike Info Criterion
4- Schwarz Criterion
5- Hannan-Quinn Criterion

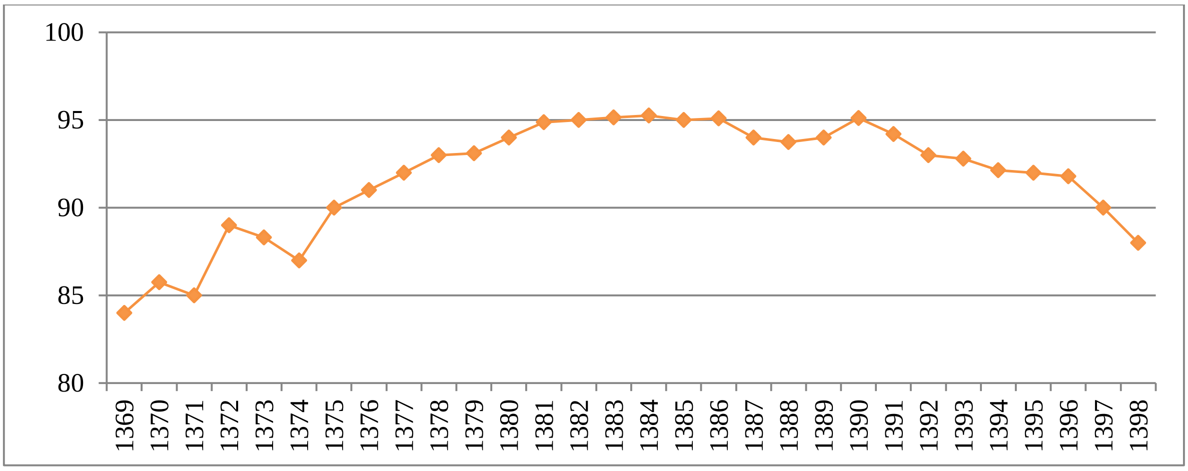
بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری نمود. به این صورت که اگر ضریب ECM(-1) در مدل برآوردی بین صفر و منفی یک قرار گیرد و از لحاظ آماری معنادار باشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است.

نتایج و بحث

شکل ۴ وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. براساس این شکل میانگین ۳۰ ساله شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران بالغ بر ۹۱/۷ درصد است. با توجه به دامنه شاخص مورد نظر، خانوارهای شهری ایران دارای امنیت غذایی بالایی هستند.

با توجه به شکل ۴ می‌توان گفت که امنیت غذایی خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۶۹ و۱۳۷۰ به علت مشکلات بعد از جنگ تحمیلی و کاهش تولید و سهمیه‌بندی کالاهای اساسی در سطح پایینی نسبت به دوره زمانی مورد بررسی قرار داشته است ولی دارای روندی رو به بهبود است. طی سال‌هایی ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۴ که در اصطلاح به آن دوران تعدیل ساختار اقتصادی نیز گفته می‌شود، وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهری از نوسانات قابل توجهی برخوردار است. برای اولین بار در این دوره در دو سال متمادی ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ امنیت غذایی روندی کاهشی را داشته که این دوران متناظر با سال‌هایی است که کشور بیشترین تورم را تجربه نموده که تحت این شرایط امنیت غذایی مردم نیز تحت‌الشعاع قرار گرفته است. بعد از سال ۱۳۷۴ تا سال ۱۳۸۹ امنیت غذایی خانوارهای شهری با شیب ملایمی در حال افزایش بوده و در سال ۱۳۸۴ به حداکثر خود رسیده است. در این دوره نرخ ارز دارای ثبات نسبی بوده و نرخ تورم نیز نسبت به سال ۱۳۷۴ کاهش یافته است. عوامل مختلفی در این دوره موجب بهبود وضع معیشت و تغذیه خانوارهای کشور شده و در مجموع وضعیت مطلوب و با ثباتی در این زمینه حاصل شده است. امنیت غذایی در سال ۱۳۹۰ بیشترین مقدار خود را تجربه کرده است. علی‌هذا این روند رو به رشد در دوران پس از آن به دلایل مختلف از جمله تحریم‌های بین‌المللی و به‌ویژه تحریم‌های آمریکا علیه ایران که منجر به افزایش قیمت دلار در بازار و کاهش ارزش نرخ ارز و متعاقب آن رشد سطح عمومی قیمت‌ها در بازار و بویژه قیمت مواد غذایی خانوارها، رکود در بخش تولید و نهایتا کاهش توان و قدرت خرید خانوارها حفظ و صیانت نشد که در نهایت منجر به کاهش سطح امنیت غذایی خانوارها شد.

نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) متغیرهای پژوهش در جدول ۱، گزارش شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود متغیر $CLIMATE_t$ در سطح ایستا ولی سایر متغیرها پس از یکبار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد ایستا هستند.



شکل ۴- روند شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹ (مأخذ: یافته‌های تحقیق)

Figure 4-the trend of food Security index of urban households durind the years 1369-1398 (Source: Research findings)

با توجه به این نکته پس از تعیین وضعیت ایستایی متغیرها، با انتخاب حداکثر وقفه ۲ به دلیل سالانه‌بودن داده‌ها، براساس معیار شوارتز- بیزین، اقدام به برآورد الگوی ARDL برای بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش می‌شود.

نتایج برآورد الگوی پویای ARDL در جدول ۲ ارائه شده است. طبق نتایج، شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری با یک وقفه با علامت مثبت در سطح یک درصد معنادار است. به‌عبارتی شاخص امنیت غذایی در سال گذشته اثر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در سال جاری دارد. ضریب متغیر شاخص قیمت مواد غذایی نیز در سطح پنج درصد با علامت منفی معنادار است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

Table 1- Results of Variables unit root test

متغیرها Variables	مقدار آماره در سطح Statistics At level	مقادیر بحرانی در سطح یک درصد Critical Values 1%	مقدار آماره در تفاضل مرتبه اول Statistics at First order difference	مقادیر بحرانی در سطح یک درصد Critical Values 1%	نتیجه ایستایی Stationary result
$AHFSI_t$	-0.513	-4.309	-6.561	-4.339	I(1)
$REXR_t$	-0.862	-4.309	-5.730	-4.339	I(1)
FPI_t	-2.114	-4.309	-5.650	-4.339	I(1)
$CLIMATE_t$	-5.311	-4.309	-	-	I(0)
$INCOME_t$	-2.091	-4.309	-6.797	-4.339	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی پویا ARDL(1,0,3,0,1,0)

Table 2- Results of dynamic pattern estimation ARDL (1,0,3,0,1,0)

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T statistics	سطح معنادار Significant level
وقفه اول شاخص امنیت غذایی Lag(1) food security index	0.576***	0.080	7.171	0.000
شاخص قیمت مواد غذایی Food price index	-0.091***	0.036	-2.536	0.021
تغییر شاخص آب و هوا Climate change index	0.070	0.092	0.761	0.456
وقفه اول تغییر شاخص آب و هوا Lag (1) Climate change index	-0.139	0.084	-1.647	0.117
وقفه دوم تغییر شاخص آب و هوا Lag (2) Climate chang index	-0.098	0.087	-1.122	0.277
وقفه سوم تغییر شاخص آب و هوا Lag (3) Climate chang index	-0.191**	0.078	-2.443	0.025
رشد نرخ ارز بازار آزاد Exchange rate growth	-0.028***	0.011	-2.557	0.020
متوسط درآمد سالانه خانوار Average household annual income	1.090**	0.528	2.065	0.048
وقفه اول متوسط درآمد سالانه خانوار Lag(1) Average household annual income	-0.074	0.045	-1.629	0.121
متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Dummy variable (targeting subsidies)	-0.894*	0.464	-1.925	0.065
ضریب ثابت Constant coefficient	44.381***	8.621	5.147	0.000

R-squared = 0.84

F-statistic = 6.616 Prob (F-statistic)= 0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح یک، پنج و ده درصد)

Source: Research findings (***, **, ** Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

در مورد متغیر رشد نرخ ارز، نیز علامت ضریب آن منفی و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. ضریب متغیر متوسط درآمد سالانه خانوار و متغیر مجازی هدفمندی یارانه در دوره مورد بررسی به ترتیب با علامت مثبت و منفی در سطح پنج درصد معنادار هستند.

پیش از بحث درباره نتایج رابطه بلندمدت الگوی (ARDL) ضروری است تا وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شود. نتایج آزمون F باند برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- نتایج آزمون F باند هم‌انباشتگی متغیرها
Table 3- Results of F bound test for cointagration of variable

مقادیر بحرانی Critical values	I(0)	I(1)	مقدار آماره F F statistics
مقدار بحرانی ۱٪ Critical value 1%	3.29	4.37	7.925
مقدار بحرانی ۵٪ Critical value 5%	2.56	3.49	
مقدار بحرانی ۱۰٪ Critical value 10%	2.2	3.09	

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده می‌شود مقادیر F محاسبه شده برای الگوی شاخص امنیت غذایی برابر با ۷/۹۲۵ است، بنابراین چون آماره F محاسبه شده در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی است، بنابراین فرض عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها رد می‌شود و لذا رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۴، نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده است. با توجه به این‌که متغیرها به صورت لگاریتمی در معادله برآورد شدند بنابراین می‌توان تفسیر متغیرها به‌صورت درصدی باشد. در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی در سطح یک درصد با علامت منفی از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین افزایش یک درصدی قیمت مواد غذایی شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری ایرانی را به میزان ۲۱ درصد کاهش می‌دهد. افزایش قیمت مواد غذایی در مناطق شهری، به کاهش دسترسی شهرنشینان به مواد غذایی می‌انجامد، که نتیجه آن کاهش امنیت غذایی خانوارها می‌باشد. تغییرات در قیمت مواد غذایی در جهت افزایش به ویژه کالاهای اساسی دارای تأثیر زیادی در رفتار مصرفی خانوارها است، به‌طوری‌که افزیش قیمت مواد غذایی در زمانی‌که رشد درآمدها متناسب با افزایش قیمت مواد غذایی نباشد، موجب کاهش دسترسی خانوارها به مواد خوراکی و غذایی شده و در نتیجه بر امنیت غذایی خانوارها اثر منفی می‌گذارد. در مطالعات محمدی (Mohammadi, 2014) و مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) نیز اثر منفی شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارها تایید شده است. ضریب متغیر شاخص تغییر آب و هوا نیز مطابق انتظار تأثیر منفی و معنادار بر شاخص امنیت غذایی داشته و با تغییرات آن، تولید محصولات غذایی و کشاورزی تحت تاثیر قرار گرفته و در نتیجه آن نیز شاخص امنیت غذایی دچار نوسان-های در طول زمان می‌شود. در مطالعه گوهر و گاشمن (Gohar and Cashman, 2016) نیز اثر منفی تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی خانوارها تایید شده است. متغیر رشد نرخ ارز بازار آزاد با علامت منفی در سطح یک درصد معنادار است. در مورد رابطه منفی نرخ ارز و امنیت غذایی می‌توان گفت، اقتصاد ایران از صنایع فن‌آوری گرفته تا کالاهای مصرفی، وارداتی است و حتی بسیاری از کالاهای مصرفی تولید داخل هم مواد اولیه خود را با واردات تأمین می‌کنند. با بالا رفتن قیمت ارز یا به‌عبارتی کاهش ارزش پول داخلی طبیعتاً پول بیشتری برای واردات مواد اولیه باید پرداخت شود و به همان میزان قیمت اجناس مصرفی هم بالا خواهد رفت. یکی از حوزه‌هایی که در این مورد به‌شدت تحت تأثیر قرار خواهد گرفت، حوزه کشاورزی است. در نتیجه با بالا رفتن قیمت محصولات کشاورزی امنیت غذایی خانوارها تحت شعاع قرار می‌گیرد که یکی از شاخص‌های مهم امنیت ملی شمرده می‌شود. بنابراین ضریب به‌دست آمده در الگو با انتظارات نظری سازگار است. درآمد سالانه خانوار تأثیر مثبت و معنادار بر شاخص امنیت غذایی خانوارها دارد. با افزایش درآمد خانوار و با فرض مناسب بودن توزیع آن در جامعه می‌توان نتیجه گرفت که خانوارهای شهری با افزایش قدرت خرید و توانایی در تامین نیاز غذایی خود روبرو هستند و این متغیر تأثیر مثبتی بر وضعیت انرژی دریافتی و در نتیجه امنیت غذایی آنها دارد. در مطالعه مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) نیز اثر مثبت درآمد خانوار بر امنیت غذایی آن‌ها تایید شده است. متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها نیز در سطح ۱۰ درصد با علامت منفی معنادار است. در دوران بعد از هدفمندی یارانه سطح امنیت غذایی خانوارهای شهری طبق شکل ۴ کاهش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت اجرای قانون مذکور، باعث کاهش فعالیت کشاورزان به دلیل افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی و حامل‌های انرژی شده، همین موضوع کاهش تولید مواد غذایی داخل و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها و در نهایت کاهش امنیت‌غذایی خانوارها را در پی داشته است. این نتیجه با یافته مطالعه عزیزی و همکاران (Azizi *et al.*, 2016) سازگار است.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی بلندمدت ARDL

Table 4- Results of Long-run ARDL model

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T statistics	سطح معنادار Significant level
شاخص قیمت مواد غذایی Food price index	-0.215***	0.071	-3.024	0.007
تغییر آب و هوا Climate change	-0.847**	0.341	-2.485	0.023
رشد نرخ ارز بازار آزاد Exchange rate growth	-0.066***	0.025	-2.645	0.017
متوسط درآمد سالانه خانوار Average household annual income	1.650**	0.810	2.036	0.048
متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Dummy variable (targeting subsidies)	-0.741*	0.389	-1.906	0.078
ضریب ثابت Constant coefficient	10.678***	2.331	4.579	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد)

Source: Research findings (***, **, ** Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

در ادامه نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) در جدول ۵، آورده شده است. آنچه که در مدل تصحیح خطا (ECM) مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد، ضریب مربوط به ecm(-1) است که سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضریب برآورد شده ecm(-1) برابر با مقدار منفی ۰/۴۲ و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. مقدار این ضریب بیانگر آن است که در هر سال ۰/۴۲ درصد از عدم تعادل یک دوره امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در دوره بعد تعدیل می‌گردد. با توجه به اینکه ضریب ecm(-1) از لحاظ آماری معنادار است، بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود.

جدول ۵- نتایج الگوی تصحیح خطا (ECM)

Table 5- Results of ECM model

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T Statistics	سطح معنادار Significant level
تفاضل شاخص قیمت مواد غذایی Difference of food price index	-0.091**	0.036	-2.536	0.021
تفاضل تغییر آب و هوا Difference of climte change	0.070	0.092	0.761	0.456
تفاضل رشد نرخ ارز بازار آزاد Difference of Exchange rate growth	-0.028***	0.011	-2.557	0.020
تفاضل متوسط درآمد سالانه خانوار Difference of Average household annual income	1.090**	0.528	2.065	0.048
تفاضل متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Difference of Dummy variable	-0.894*	0.464	-1.925	0.065
تفاضل ضریب ثابت Difference of Constant coefficient	44.381***	8.621	5.147	0.000
ضریب تصحیح خطا ECM(-۱)	-0.423***	0.054	-7.844	0.000

R-squared = 0.79

منبع: یافته‌های تحقیق (***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد)

Source: Research findings (***, **, ** Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

آزمون‌های مربوط بـه فـروض کلاسـیک نیـز بـرای اطمینـان از کارایی برآورد الگو در جدول ۶ ارائه شده است. این نتایج نشان‌دهنـده این هستند که الگوی برآورد شده مشکلی از لحاظ فـروض کلاسـیک ندارد. یعنی فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و خودهمبستگی سـریالی بین اجزا اخلال و مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد، فرم تابع بـه درستی تصریح شده و جملات پسماند نیز دارای توزیع نرمال است.

جدول ۶- نتایج آزمون‌های تشخیصی

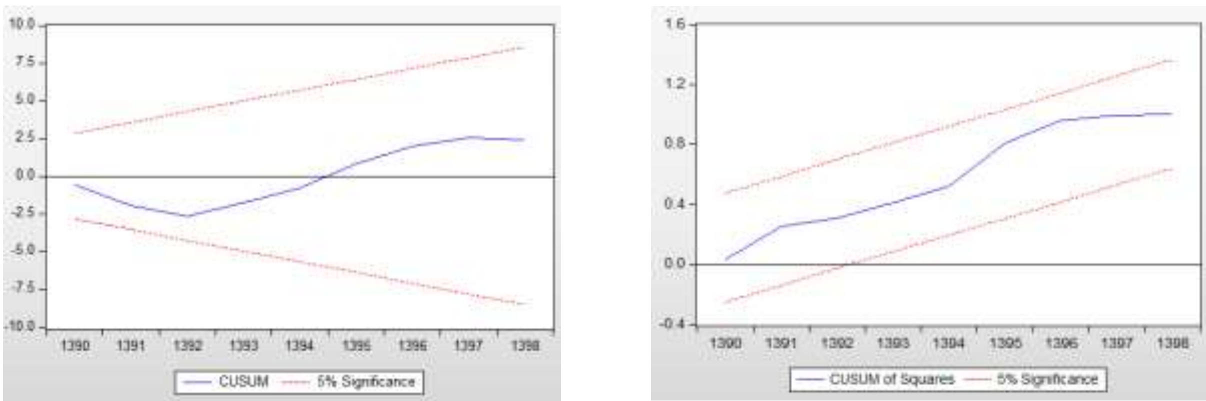
Table 6- Results of Diagnostic tests

فرضیه صفر **Null hypothesis**	مقدار آماره آزمون F **F stat**	سطح معنادار **Significant level**	نتیجه آزمون **Test result**
آزمون عدم خود همبستگی سریالی جملات پسماند Residual autocorrelation	0.134	0.875	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند (J.B) Residual Normal distribution tests	0.141	0.931	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون واریانس همسانی جملات پسماند Residual Heteroscedasticity test	2.125	0.157	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون رمزی تصریح فرم تابعی Reset ramsey test	1.963	0.180	قبول فرضیه صفر Accept

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

به‌منظور بررسی ثبات ضرایب مدل برآورد شده، می‌توان آزمـون ثبات ساختاری آماره پسماند تجمعی (CUSUM) و مجـذور پسـماند تجمعی (CUSUMQ) را محاسبه کرد که در شکل ۵ قابل مشـاهده است. آماره آزمون‌های مذکور، در داخل خطوط مسـتقیم قـرار دارد و نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و بـه‌علـت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مـدل وجود ندارد.



شکل ۵- آزمون‌های پایداری ضرایب (CUSUM) و (CUSUMQ)

Figure 5- Coefficient stability tests (CUSUM) and (CUSUMQ)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیرات قیمـت مـواد غـذایی و تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سـال‌هـای ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ در ایران بود. در این راستا ابتدا با اسـتفاده از شـاخص AHFSI امنیت غذایی خانوارهای شهری محاسبه شد. سپس براساس نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش، بـا بهـره‌گیـری از الگوی ARDL و الگوی تصحیح خطا (ECM) روابـط کوتـاه‌مـدت و بلندمدت میان متغیرها مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. نتایج بـرآورد الگوی مذکور حاکی از اثرگذاری منفی متغیرهای قیمت مـواد غـذایی، تغییر آب و هوا، رشد نـرخ ارز بـازار آزاد و متغیـر مجـازی هدفمنـدی یارانه‌ها و همچنین اثر مثبت متغیر متوسـط درآمـد سـالانه خـانوار در کوتاه‌مدت و بلندمدت بـر سـطح امنیـت غـذایی خانوارهـای شـهری می‌باشد. با توجه به اثرگذاری منفی شاخص قیمـت مـواد غـذایی بـر

امنیت غذایی خانوارهای شهری و توجه به این نکته که نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در شاخص بهای مواد غذایی محسوب می‌شوند، بنابراین کنترل نوسانات ارزی می‌تواند در کاهش نرخ تورم به‌ویژه تورم قیمت مواد غذایی که امنیت غذایی کشور را دچار بحران می‌کند بسیار موثر باشد. نکته حائز اهمیت این است که با افزایش تولید داخلی مواد غذایی به خودکفایی در این بخش نزدیک شده و در این صورت قیمت موادغذایی تابع عرضه و تقاضای داخلی می‌شود و تا حدی از نوسانات مربوط به نرخ ارز و واردات موادغذایی مصون می‌ماند و این به ایجاد امنیت‌غذایی و رفاه اقتصادی در کشور کمک شایانی خواهد کرد. با توجه به اثرگذاری منفی نرخ ارز بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و نوسانات ارزی چند سال اخیر در ایران، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در قالب نظام ارزی شناور مدیریت‌شده با هدف‌گذاری تورمی توصیه می‌گردد و این امکان را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا به اهداف رشد مناسب و تورم کنترل‌شده دست یابد که در نتیجه می‌تواند منجر به بهبود امنیت‌غذایی خانوارها گردد با توجه به اثر منفی هدفمندی یارانه‌ها، بازنگری در اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها به منظور برقراری امنیت غذایی خانوارها پیشنهاد می‌شود.

برای کاهش اثرات منفی تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی راهبردهای انتخابی باید برای رفع اثرات نامطلوب تغییرات آب و هوا و ناامنی غذایی تمرکز کنند. آموزش و تقویت باور عمومی نسبت به تغییر آب و هوا و بحران آب، تدوین برنامه و سیاست‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت ویژه مدیریت منابع آب تحت شرایط تغییر آب و هوا با مشارکت کلیه سازمان‌های ذیربط، کنترل آب‌های سطحی با هدف توسعه منابع آب در دسترس، استفاده مجدد از پساب و بازچرخانی آب در مصارف مختلف، توسعه سیستم‌های نوین آبیاری و همچنین الگوی کشت و حرکت به سمت روش‌های مدرن می‌تواند در کاهش عوارض تغییرات آب و هوایی موثر باشد. بنابراین با کاهش عوارض ناشی از تغییر اقلیم با تغییر الگوی کشت، استفاده از روش های نوین آبیاری و بیابان‌زدایی می‌توان میزان تولید محصولات کشاورزی را افزایش داد و از کاهش میزان تولیدات به دلیل تغییرات اقلیمی نامساعد جلوگیری به عمل آورد که این امر موجب عرضه کافی مواد غذایی می‌شود و در نتیجه در بهبود امنیت غذایی نیز موثر خواهد بود.

منابع

1. Ahmadzade, S.S., Kavand, H., Sargazi, A., & Sabohi, M. (2012). Determination the efficiency of rice farmers using Data Envelopment Analysis approach. *Journal of Operational Research and its Applications (Applied Mathematics) 9*(3): 63-76. (In Persian with English abstract)
2. Alem, Y., & Söderbom, M. (2012). Household-level consumption in urban Ethiopia: the effects of a large food price shock. *World Dev. 40*(1): 146–162. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.04.020.
3. Amolegbe, Kh., Upton, J.h., Bageant, E., & Blom, S. (2021). Food price volatility and household food security: Evidence from Nigeria. *Food Policy* 102061. (In Press) https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102061.
4. Azizi, V., Mehregan, N., & Yavari, G. (2016). The Impact of supportive policies and targeted subsidies on urban households' food security index in iran. *The Journal of Planning and Budgeting 21*(2): 95-116. (In Persian with English abstract). http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1395.21.2.1.1.
5. Bigman, D. (1993). *The Measurement of Food Security in Developing Countries*. CAB International, Wallingford, PP. 238-251.
6. Bocchiola, D., Brunetti, L., Soncini, A., Polinelli, F., & Gianinetto, M. (2019). Impact of climate change on agricultural productivity and food security in the Himalayas: A case study in Nepal. *Agricultural systems* 171: 113-125. https://doi.org/10.1016/j.agsy.2019.01.008.
7. FAO. (2015). Climate change and food security: risks and responses.
8. FAO. (2019). http://www.fao.org
9. Frimpong Magnus, J., & Oteng-Abayie, E.F. (2006). *Bounds testing approach: an examination of foreign direct investment, trade, and growth relationships*. Am. J. Appl. Sci. Forthcoming.
10. Gezimu Gebre, G., & Rahut, D. (2021). Prevalence of household food insecurity in East Africa: Linking food access with climate vulneralibity. *Climate Risk Management* 33: 1-15. https://doi.org/10.1016/j.crm.2021.100333.
11. Gohar, A., & Cashman, A. (2016). A methodology to assess the impact of climate variability and change on water resources. Food security and economic welfare. *Agricultural Systems 147*(C): 51-64. https://doi.org/10.1016/j.agsy.2016.05.008.
12. Karimi, V., Karami, E., & Keshavarz, M. (2018). Climate change and agriculture: Impacts and adaptive responses in Iran. *Journal of Integrative Agriculture 17*(1): 1-15. https://doi.org/10.1016/S2095-3119(17)61794-5.
13. Khodadad Kashi, F., & Heidari, K. (2004). The Estimation of food security level of Iranian households based on AHFSI index. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development* 48: 155 -166. (In Persian)
14. Karbasi, A., & Mohammadizade, S.H. (2018). Effective Factors on Food Security with emphasis on the role of agricultural sustainability in Iran. The Fist National Student Conference of Iranian Agricultural Economics.
15. Mehrabi, H., & Owhadi, A. (2014). Investigation of Effective Factors on Food Security in Iran. 8(Special Issue):

111-121. (In Persian with English abstract)
16. Mekonnen, A., Tessema, A., Ganewo, Z., & Haile, A. (2020). Climate change impacts on household food security and adaptation strategies in southern Ethiopia. *Food and Energy Security* *9*(4):1-14. https://doi.org/10.1002/fes3.266.
17. Mohammadi, H., & Eydizadeh, SH. (2014). *Econometric Time series with Eviews software (theory and application)*. Nashre Elm, Tehran. (In Persian)
18. Mohammadi, R. (2014). The effects of food prices on food security in Iran during the period 1980-2010. Master Thesis of Economics, agriculture economic, University of Tehran. Karaj payame Noor University. (In Persian)
19. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics* 71*:* 117- 143. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01697-6.
20. Pesaran, M.H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
21. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*. In: Str¯m, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.
22. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Apply Economics 16*(3): 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616.
23. Pinstrup-Andersen, P., Pandya-Lorch, R., & Rosegrant, M.W. (1999). World food prospects: Critical issues for the early twenty-first century. *International Food Policy Research Institute (IFPRI)*, Series number 29.
24. Sen, A.K. (1976). Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrical* 44: 219-231. https://doi.org/10.2307/1912718.
25. Ticci, E. (2011). Can inflation be a good thing for the poor? Evidence from Ethiopia. *Development in Practice 21*(4–5): 629–641. https://doi.org/10.1080/09614524.2011.562877.
26. Salem, J. (2017). Study of Relationship between Food Security with Urban Population and Development Plans in Iran. *Economic Modeling 10*(36): 125-140.
27. Sheibani, M., Bostan, Y., Fatahiardakani, A., & Rezvani, M. (2019). Investigation food security and its effective factors in Sabzevar villages. Conference on food safety and production prosperity, Ferdosi university of Mashhad.
28. Wossen, T., & Berger, T. (2015). Climate variability, food security and poverty: agent-based assessment of policy options in Northern Ghana. *Environment Science Policy* 47: 95–107. https://doi.org/10.1016/j.envsci.2014.11.009.
29. Wossen, T., Berger, T., Haile, M.G., & Troost, C. (2018). Impacts of climate variability and food price volatility on household income and food security of farm households in East and West Africa. *Agricultural Systems* 163:7-15. https://doi.org/10.1016/j.agsy.2017.02.006.